

# 景気変動が失業率に及ぼす影響

## － わが国におけるオークン法則の検証 －

加 藤 久 和

---

### 《概要》

---

本研究は、失業率と経済成長率との負の関係を述べたオークン法則を、わが国のデータを用いて推定したものである。階差方式とギャップ方式の二つによるオークン法則の定式化を行い、さらに VAR モデルや生産関数を用いた推定についても試みている。なお、推定にあたっては、四半期データと年度データという期種の異なる二つの長期データを利用し、データの期種による推定結果の比較を行っている。結果として、失業率と経済成長率との負の関係が認められたが、階差方式に関しては四半期データと年度データではおおむね同様な結果が得られた一方、ギャップ方式に関しては四半期データを用いたほうが安定的であった。

石油ショック、バブル経済崩壊といった構造変化を考慮すると、オークン係数は階差方式、ギャップ方式いずれの推計にあっても絶対値で次第に上昇している。これは GDP の短期的な変動に対して失業率の変動が相対的に大きくなったことを示している。また、階差方式の推定にあっては、失業率を変化させない安定成長率は次第に低下して、バブル経済崩壊以降ではおよそ 2～3% 程度となっていることなどの結果も得られた。

キーワード：オークン法則、失業率、経済成長、構造変化

---

## は じ め に

経済成長率と失業率の変化との負の関係は、その定量的な分析を行った Okun (1962) によって、しばしばオークン法則と呼ばれる。わが国においてもオークン法則に関する実証分析が行われてきたが、しかしその関係は必ずしも安定的ではないとされてきた（例えば黒坂・浜田 (1984) など参照）。加えて、インフレを加速しない失業率（NAIRU）からの失業の変動と経済成長率の関係についても、わが国では NAIRU が成立していないとする研究も多く（例えば北浦他 (2003) など）、失業率と経済成長に関する頑健な実証研究事例は少ない。

しかしながら、バブル経済崩壊以降のおよそ 10 年間にわたって、短期的な景気回復はあったものの、低成長と失業率の急速な上昇という事実が観察されている。わが国の実質経済成長率は 1980 年代では 3～4%であったのに対し、1990 年代では 1%台に低下している。これに対して失業率をみると 80 年代ではおよそ 2%台半ばであったものが、1990 年代後半以降では 4%台半ばにまで上昇し、2002 年度の失業率は 5.4%に達している。このような関係を眺めると、たとえオークン法則による経済成長率と失業率の関係の強さは時系列的に変化しているとしても、両者の間に頑健な負の関係が成立していると考えられる。本稿の第一の目的は、オークン法則が成立しているかどうかの検証であり、また構造変化を考慮した場合、その係数はどう変化してきたかということを確認するものである。

オークン法則はいくつかの異なる文脈の中で解釈されることも多い。短期的な景気循環の中では GDP、失業率ともに潜在的な水準からの乖離（ギャップ）が生じる。GDP、失業率ともこの潜在的な水準からの乖離幅どうしの定量的な関係を計測することによって、短期的な経済変動と失業率変動の関

係を明らかにすることも可能であり、いわばギャップ版のオークン法則と位置づけることができる。本稿の第二の目的は、先行研究の乏しいわが国を対象にしたギャップ版のオークン法則を、近年のデータに基づいて検証することである。

本稿の構成は以下のとおりである。第1章では、わが国における戦後の経済成長率と失業率の推移を示し、またホドリック・プレスコット・フィルターによる潜在変数の推計結果を示す。第2章では、オークンの法則に関する検証方法に関しての理論的な整理を行う。大別して失業率の変化分と経済成長率の間の関係を直接的に検証する階差方式と潜在変数からの乖離をもとに推定を行うギャップ方式の二つの方法がある。第3章と第4章ではオークン法則の実証分析を行うが、第3章では四半期データを、また第4章では年度データを用いて検証を進める。最後に、実証分析の結果を整理し、本稿から得られる結論を述べる。

## 1. 戦後の経済成長と失業率

戦後のわが国の経済成長率と失業率の推移を展望するとともに、使用するデータなどについて紹介を行う。

### 1.1 経済成長率の推移

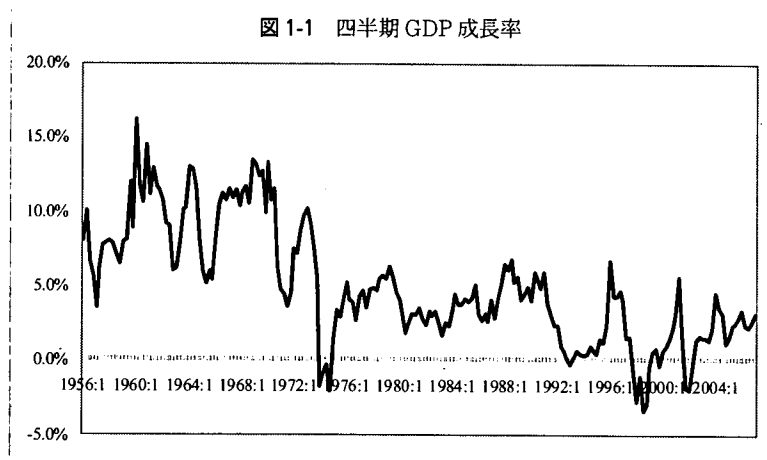
#### 1.1.1 使用するデータ

経済成長率に使用するデータは国民経済計算における国内総生産（GDP）の増加率である。但し、国民経済計算の基準が変更されたことによって、年度、四半期ともに戦後から現在に至る一貫した時系列データは存在しない<sup>(1)</sup>。そのため、経済成長率のデータは一定の仮定の下で 68SNA と 93SNA の実質 GDP 系列を接続している。

四半期データの作成方法は以下のとおりである。もっとも長い期間得られる実質 GDP の系列は 68SNA の 1990 年基準であるので、これを 2006 年まで延長することとした。そのため、68SNA ベースの 1990 年基準 GDP デフレータ（2000 年第 3 四半期まで公表されている）と 93SNA ベースの 2000 年基準固定方式のデフレータを比較し、1998 年以降のデフレータの乖離を調整し、これに基づいて 2000 年第 4 四半期から 2007 年第 1 四半期までの 68SNA ベース（1990 年基準）デフレータを推計する。このデフレータ系列を用いて、2000 年第 4 四半期以降の 93SNA ベースの名目 GDP を実質化し、1955 年第 1 四半期から 2007 年第 1 四半期までの 1990 年基準実質 GDP 系列を求めた<sup>(2)</sup>。なお、年次データに関しても同様な方法により 1990 年基準実質 GDP 系列を 2006 年度まで推計し作成している。

### 1. 1. 2 経済成長率の推移

図 1-1 は 1956 年第 1 四半期から 2007 年第 1 四半期までの実質 GDP 成長率の推移を示したものである<sup>(3)</sup>。この間の実質 GDP 成長率の単純平均は 5.0



資料：内閣府「国民経済計算年報」

%となるが、しかし対象とする期間によって平均成長率は大きく異なる。ここでは、高度成長期から第一次石油ショックによる高度成長の終焉までを第一期間（1956年第1四半期から1973年第4四半期まで）、それからバブル崩壊までの第二期間（1974年第1四半期から1991年第1四半期まで）、さらにそれから現在までの第三期間（1991年第2四半期から2007年第1四半期まで）の三期間別に実質GDP成長率の単純平均をみると、第一期間が9.3%、第二期間が3.8%そして第三期間が1.5%となり、次第に経済成長率が逡減していることがわかる。ちなみに、各期間における成長率の標準偏差は、順に2.8%、1.8%、2.0%となっており、第一期間において景気変動の幅が最も大きかったことがみてとれる<sup>(4)</sup>。

### 1. 1. 3 実質GDPの短期的変動

ギャップ版のオクン法則を推計するには、GDPの潜在的な水準と短期的な変動幅を計算する必要がある。短期的変動幅を求めるため、本稿ではホドリック・プレスコット・フィルター（HPフィルター、Hodrick and Prescott (1997)）を用いた。

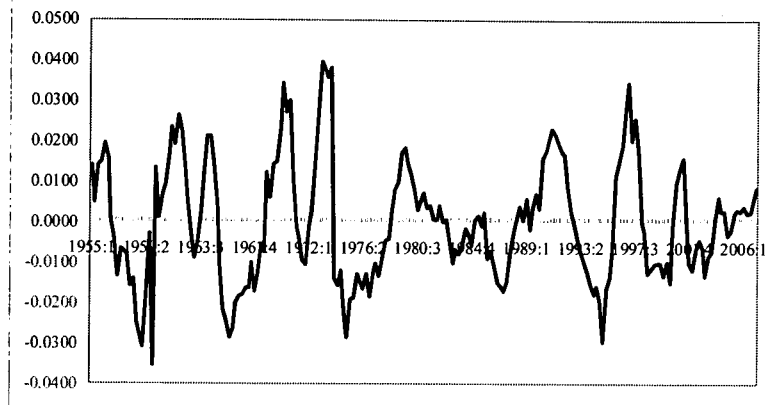
HPフィルターは時系列データから一定の滑らかさを持つような長期成分を抽出する方法である。長期成分を $g_t$ 、短期変動部分を $c_t$ とするとき、(1)式を用いて短期変動部分の二乗の総和と長期成分の2階の階差の二乗の総和が最小になるように $g_t$ を計算するものである。

$$\text{Min} \left[ \sum_{t=1}^T c_t^2 + \lambda \sum_{t=1}^T \{ (g_t - g_{t-1}) - (g_{t-1} - g_{t-2}) \}^2 \right] \quad (1)$$

上式で、 $T$ は観測値数、 $\lambda$ は調整パラメータであり、四半期データの場合には、 $\lambda = 1600$ 、また年度データの場合には $\lambda = 100$ が推奨されている<sup>(5)</sup>。

短期的変動幅を求める手順は次のとおりである。最初に四半期の実質GDPを対数に変換する。次に、対数化した実質GDPに季節調整を行う

図 1-2 GDP の短期的変動



資料：内閣府「国民経済計算年報」

(年度データの場合には不要である)。この季節調整を行ったデータに HP フィルターを適用し、長期的成分を求める。最後に短期的変動幅を、季節調整後の対数に変換した実質 GDP と長期的成分との乖離として求める。

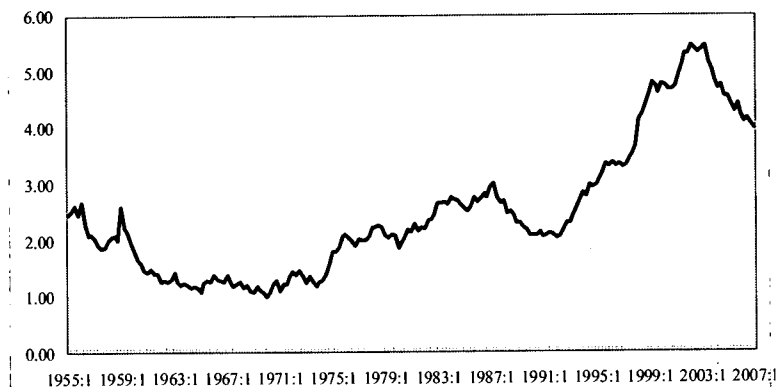
図 1-2 はその結果を示したものである。おおむね戦後の景気循環の山と谷をトレースしているとみることができる。

## 1. 2 失業率の推移

次に、戦後の失業率の推移を整理しておこう。失業率のデータは総務省「労働力調査」による。四半期別の失業率は該当する各月の失業率の単純平均（三ヶ月平均）によって計算している。

失業率についても期間別の水準を示しておこう。1955 年第 1 四半期から 2007 年第 1 四半期までの失業率の単純平均は 2.50% であった。三期間別に見ると、第一期間が 1.52%，第二期間が 2.28%，また第三期間が 3.90% と次第に上昇している。経済成長率が次第に逓減していることと対照的である。なお、三期間別の標準偏差は順に 0.50%，0.40%，1.06% であり，第三期間

図 1-3 失業率の推移（季節調整後）



資料：総務省「労働力調査」

における変動幅の大きさが際立っている<sup>(6)</sup>。

図 1-3 は、季節調整を行った四半期別失業率の推移を示したものである。1990 年代以降、急速に失業率が高まっていることがわかる。

## 2. オークン法則の検証方法

この章ではオークン法則の検証を、階差方式とギャップ方式の二つの方法から整理する。また、ギャップ方式については複数の推定方法を紹介する。

### 2.1 オークン法則の検証方法

#### 2.1.1 階差方式による推定

$g$  を実質 GDP の変化率、 $U$  を失業率、 $\Delta U$  を失業率の変化分とする。このとき、階差方式によるオークン法則は (2) 式で推定される。但し、 $\varepsilon$  は誤差項である。

$$\Delta U_t = \alpha + \beta g_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

(2) 式は今期の実質 GDP 成長率と今期の失業率の変化分の関係を示している。 $\beta$  がオークン係数であり、 $\beta < 0$  で有意な係数が推定されれば、実質 GDP 成長率と失業率の変化分間に負の関係が存在することが示される。さらに、失業率を変化させない実質 GDP 成長率を  $-\alpha/\beta$  (以下、これを「安定成長率」とする) として求めることができる。

(2) 式を動学的に拡張した定式化が (3) 式である。

$$\Delta U_t = \alpha + \sum_{i=0}^n \beta_i g_{t-i} + \sum_{i=1}^n \gamma_i \Delta U_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3)$$

(3) 式は、現在のみならず過去の  $n$  時点までの実質 GDP 成長率等を考慮して推計するものであり、短期のオークン係数は  $\beta_0$  であるが、長期のオークン係数は  $\sum_{i=0}^n \beta_i$  で計算される。また、このときの長期の安定成長率は  $-\alpha/\sum_{i=0}^n \beta_i$  によって求めることができる。

## 2. 1. 2 ギャップ方式による推定

次にギャップ方式による推定方法を紹介する。 $y_t$  を実質 GDP を対数値に変換した系列<sup>7)</sup>、 $y_t^*$  を HP フィルターなどによって作成した潜在の実質 GDP の自然対数値の系列、 $U_t$  を失業率、また、 $U_t^*$  を短期的変動を除いた失業率とする。これも HP フィルターで作成したものである。実質 GDP 及び失業率の短期的変動を (4-1)、(4-2) 式とする。

$$y_t^c \equiv y_t - y_t^* \quad (4-1)$$

$$U_t^c \equiv U_t - U_t^* \quad (4-2)$$

推定方法については、一般に以下の方法がある<sup>8)</sup>。

### ① 静学的 OLS による推定

(5) 式のように、失業率の短期的変動幅を、実質 GDP の短期的な変動幅の上に回帰する。オークン係数は  $\beta$  である。

$$U_t^c = \beta y_t^c \quad (5)$$



## ②ADL モデルによる推定

(5) 式を動学的に拡張する。その場合、ADL (Autoregressive Distributed Lag) モデルの形式によって推計を行う。

$$U_t^c = \sum_{i=1}^n \beta_i y_{t-i}^c + \sum_{i=1}^n \gamma_i U_{t-i}^c + \varepsilon_t \quad (6)$$

このとき、長期的なオーケン係数は(7)式で計算される。

$$\beta^{LR} = \frac{\sum_{i=1}^n \beta_i}{1 - \sum_{i=1}^n \gamma_i} \quad (7)$$

## 2. 2 構造変化の考慮

既に概観してきたように、戦後わが国の実質 GDP 成長率、失業率ともに何回かの構造変化を経ていることがうかがえる。その場合、分析対象期間にわたってオーケン係数などのパラメータが一定であるとする仮定は成立しないと考えられる。そのため、構造変化を考慮した推定が必要になる。

推定にあたっては、ダミー変数を利用して構造変化に対応することとする。構造変化の時期に関してはさまざまな考え方があるが、本稿では石油危機とバブル経済崩壊を、戦後わが国の二つの大きな構造変化と仮定する。そのため、景気循環の日付を参考に、第一期間(1956年第1四半期から1973年第4四半期まで)、第二期間(1974年第1四半期から1991年第1四半期まで)、第三期間(1991年第2四半期から2007年第1四半期まで)の三期間に分類し、第一期間をゼロ、第二期間以降を1とするダミー変数と、第一、第二期間をゼロ、第三期間を1とするダミー変数の二つのダミー変数を用意した<sup>(9)</sup>。

ギャップ方式においては、実際の推定式は次のようになる。

## ①静学的 OLS による推定

$$U_t^c = \alpha_1 y_t^c + \alpha_2 D_t y_t^c \quad (8)$$

但し、 $D_t$  はダミー変数である。

## ②ADL モデルによる推定

$$U_t^c = \sum_{i=1}^n \beta_{1i} y_{t-i}^c + \sum_{i=1}^n \beta_{2i} D_t y_{t-i}^c + \sum_{i=1}^n \gamma_{1i} U_{t-i}^c + \sum_{i=1}^n \gamma_{2i} D_t U_{t-i}^c + \varepsilon_t \quad (9)$$

なお、この場合の長期的なオーケン係数は (10) 式で計算される。

$$\beta^{LR} = \frac{\sum (\beta_{1i} + \beta_{2i})}{1 - \sum (\gamma_{1i} + \gamma_{2i})} \quad (10)$$

## 2.3 オーケン法則の推計に関する諸問題

オーケン法則の成立や検証方法に対してはさまざまな批判・指摘等がある。以下では、①生産関数の利用の必要性、②需要と供給面のショックの識別の必要性、③他のマクロ変数の考慮の必要性、の三点の指摘についてその内容と、その指摘に対応するための推定方法を示す。

## 2.3.1 生産関数を前提とした推計

オーケン法則では、資本の利用度、労働時間、労働力人口の循環的な変動とは独立であり、ただアウトプットの循環的な変動のみによって影響されるという暗黙の仮定がある。これに対して Prachowny (1993) は、これらの生産要素の利用度の変化を考慮した上で、失業率の変化を検証する必要があると指摘した。そのためには、生産関数を明示的に想定した推計を行う必要がある。本稿では、年度データをもとにした推計において、生産関数を想定した推定を試みる。具体的な推定方法については、推定結果の紹介とあわせて後述する。

### 2. 3. 2 需要と供給ショックの識別の必要性

Blanchard and Quah (1989) は、オークン係数は需要と供給の合成されたショックを推定しており、両者のショックを識別する必要があることを示した。すなわち、短期的な需要面における変動が実質 GDP に影響を与え、これが失業率と関係する一方、供給面からのショック（例えば技術進歩等）もまた経済成長率を通じて失業率に影響することも考えられる。但し、供給面から実質 GDP 成長率を高めることは、労働節約的な技術進歩を仮定すると失業率を高めることにつながる<sup>(10)</sup>。

### 2. 3. 3 他のマクロ変数の考慮

Blanchard (1989) は、失業率に影響を及ぼす他のマクロ変数の影響を排除して、アウトプットと失業率の関係を検証する必要があるとして、GNP、失業率、価格水準、賃金、マネーサプライの 5 変数からなる VAR モデルを用いた推計を考案した。この 5 変数のうち、GNP と失業率を被説明変数とする方程式から得られるイノベーション（残差項）同士の関係をオークン法則と解釈して、推定を行っている。

本稿ではこれにならい、失業率と GDP の短期的な変動幅を変数とした 2 変数 VAR モデル（(11-1) 及び (11-2) 式）を推定し、そのイノベーション項の推計（(12) 式）から、オークン法則と解釈される  $\alpha$  を推定することとした。(12) 式の  $e$  は (11-1)、(11-2) 式のイノベーション項  $\varepsilon$  の推計値である残差を表している。なお、(11-1) 式は ADL モデルの (6) 式と同じものである。

$$U_t^c = \sum_{i=1}^n \beta_i y_{t-i}^c + \sum_{i=1}^n \gamma_i U_{t-i}^c + \varepsilon_t^u \quad (11-1)$$

$$y_t^c = \sum_{i=1}^n \delta_i y_{t-i}^c + \sum_{i=1}^n \lambda_i U_{t-i}^c + \varepsilon_t^y \quad (11-2)$$

$$e_t^u = \alpha e_t^y + u_t \quad (12)$$

### 3. 四半期データによる推定

#### 3. 1 階差方式による推定

##### 3. 1. 1 推定結果

(2), (3) 式にしたがって, 1956 年第 1 四半期から 2007 年第 1 四半期までの全期間を対象に, 階差方式によるオークン法則の推定を行った結果が表 3-1 である。なお, 実質 GDP 変化率は対前年同期比のものであり, 被説明変数の失業率も対前年同期からの変化分である。

ケース (1) は (2) 式による静学的な関係を推定したものであるが, オークン係数である  $\beta$  は  $-0.032$  であり, 有意な値を得ている。しかしながら, 係数の絶対値は小さく, また失業率を変化させないという意味での安定成長率は  $5.96\%$  と高い水準となっている。高い安定成長率は, 高度成長期を含

表 3-1 階差・増加率に基づくオークン係数の推定—全期間—

ケース ラグ次数	(1) n=0	(2) n=1	(3) n=1	(4) n=1	(5) n=2	(6) n=4
定数項	0.1933 (6.604)	0.2019 (6.975)	0.2056 (7.003)	0.0554 (2.784)	0.2120 (7.135)	0.2165 (7.046)
実質 GDP 変化率	-0.0324 (-7.079)		-0.0086 (-0.783)	-0.0149 (-2.195)	-0.0064 (-0.578)	-0.0106 (-0.936)
実質 GDP 変化率 (1 期ラグ)		-0.0343 (-7.581)	-0.0264 (-2.407)	0.0047 (0.676)	-0.0141 (-0.988)	-0.0093 (-0.634)
実質 GDP 変化率 (2 期ラグ)					-0.0156 (-1.414)	-0.0073 (-0.492)
失業率の変化 (1 期ラグ)				0.7797 (18.15)		
オークン係数	-0.0324	-0.0343	-0.0350	-0.0102	-0.0361	-0.0362
安定成長率	5.964%	5.893%	5.868%	5.447%	5.876%	5.975%
adj.R <sup>2</sup>	0.1940	0.2176	0.2161	0.7023	0.2179	0.2069
s.e.	0.2595	0.2560	0.2562	0.1579	0.2561	0.2556
サンプル数	205	204	204	204	203	201

(注 1) 被説明変数は失業率の変化分である。

2) 括弧内は t 値である。

3) 使用したデータ期間は 1955 年第 1 四半期から 2007 年第 1 四半期である。

ラグの採用等により推計期間はケースによって異なる。

4) (6) のケースでは 3, 4 期ラグの係数推定値は省略している。

む全期間を対象としていることによるものと考えられる。ケース（２）は、アウトプットの変化の失業率にもたらす影響が１期の遅れを伴うとして、説明変数の実質 GDP 成長率に１期ラグを取ったものであるが、ケース（１）と大きな違いはなかった。

ケース（３）から（６）は、（３）式にしたがった動学的な定式化による推計結果を示している。ケース（４）では説明変数に被説明変数のラグ変数を加えたが、このケース（４）を除き、（３）式のラグ次数の設定にかかわらずオーケン係数は $-0.035 \sim -0.036$ と安定しており、安定成長率も $5.9 \sim 6.0\%$ となっている。

### 3. 1. 2 構造変化の考慮

表 3-2 階差・増加率に基づくオーケン係数の推定—構造変化の分析—

ケース ラグ次数	(1) n=0	(2) n=0	(3) n=1	(4) n=1	(5) n=0	(6) n=1
定数項	0.1586 (1.552)	0.1613 (3.729)	0.1678 (1.657)	0.1747 (4.095)	0.1586 (1.581)	0.1678 (1.685)
ダミー 1	0.1138 (1.055)		0.1221 (1.144)		0.1003 (0.818)	0.1448 (1.194)
ダミー 2		0.1260 (2.154)		0.1157 (2.010)	0.0284 (0.351)	-0.0222 (-0.280)
実質 GDP 変化率	-0.0245 (-2.326)	-0.0262 (-4.558)			-0.0245 (-2.370)	
実質 GDP 変化率（１期ラグ）			-0.0258 (-2.484)	-0.0285 (-5.029)		-0.0258 (-2.527)
係数期間ダミー 1	-0.0449 (-3.083)		-0.0495 (-3.482)		-0.0311 (-1.564)	-0.0441 (-2.258)
係数期間ダミー 2		-0.0800 (-4.744)		-0.0768 (-4.764)	-0.0506 (-2.184)	-0.0354 (-1.586)
安定成長率（前半）	6.475%	6.157%	6.505%	6.135%	6.475%	6.505%
安定成長率（後半）	3.926%	2.706%	3.847%	2.759%	2.706%	2.759%
adj. R <sup>2</sup>	0.2486	0.2710	0.2887	0.2948	0.2762	0.3123
s.e.	0.2506	0.2468	0.2441	0.2431	0.2459	0.2400
サンプル数	205	205	204	204	205	204

(注 1) 被説明変数は失業率の変化分である。

2) 括弧内は t 値である。

3) 使用したデータ期間は 1955 年第 1 四半期から 2007 年第 1 四半期である。

ラグの採用等により推計期間はケースによって異なる。

4) ダミー 1 は 1974 年第 1 四半期以降を 1, ダミー 2 は 1991 年第 2 四半期以降を 1 とするダミー変数に関する推定値である。

5) 安定成長率の前半・後半はダミー変数の設定期間により定義される。

既に述べたように、分析対象期間に二回の構造変化があると仮定し、構造変化を考慮するためにダミー変数を加えて推計した結果が表3-2である。静学的な関係を示す(2)式に沿った推計結果は表3-2のケース(1),(2),(5)にある。ケース(1)は石油ショック以前と以降に関するダミーを加えたものであるが、石油ショック以前のオークン係数は-0.025であるのに対して石油ショック以降は-0.069に(絶対値で)上昇している。ケース(2)はバブル崩壊前後で期間を分けているが、バブル崩壊前のオークン係数は-0.026であったが、バブル崩壊後は-0.106と大きく変動している。ケース(5)は石油ショック前後とバブル経済崩壊前後の三期間をダミー変数で区分して処理したもののだが、オークン係数を計算すると、第一期間は-0.025、第二期間は-0.056、第三期間は-0.107と時間とともに絶対値で上昇している。なお、バブル経済崩壊以降の期間において、失業率を上昇させない安定成長率は2.71%程度であった。

表3-3 階差・増加率に基づくオークン係数の推定-1994年以降93SNAデータ

ケース ラグ次数	(1) n=0	(2) n=1	(3) n=1	(4) n=1	(5) n=2	(6) n=4
定数項	0.3142 (5.912)	0.0381 (1.640)	0.3464 (6.878)	0.1148 (2.763)	0.3570 (6.826)	0.3886 (7.111)
実質 GDP 変化率	-0.1599 (-6.509)	-0.0354 (-6.395)	-0.0675 (-1.843)	-0.0481 (-2.103)	-0.0864 (-2.210)	-0.1085 (-2.719)
実質 GDP 変化率 (1期ラグ)			-0.1186 (-3.219)	-0.0206 (-0.801)	-0.0695 (-1.283)	-0.0724 (-1.321)
実質 GDP 変化率 (2期ラグ)					-0.0424 (-1.101)	-0.0100 (-0.182)
失業率の変化 (1期ラグ)				0.7155 (8.496)		
オークン係数	-0.1599	-0.1416	-0.1861	-0.0687	-0.1983	-0.2355
安定成長率	1.966%	-	1.861%	1.670%	1.800%	1.649%
データの処理		対前期比				
adj.R <sup>2</sup>	0.4629	0.4389	0.5538	0.8272	0.5600	0.6104
s.e.	0.2892	0.1664	0.2664	0.1658	0.2666	0.2546
サンプル数	49	52	48	48	47	45

(注1) 被説明変数は失業率の変化分である。

2) 括弧内はt値である。

3) 使用したデータ期間は1994年第1四半期から2007年第1四半期である。  
ラグの採用等により推計期間はケースによって異なる。

4) (6)のケースでは3, 4期ラグの係数推定値は省略している。

### 3. 1. 3 1994 年以降の推定

上記の推計結果は 68SNA に対応した四半期データ系列を作成して推計したものであるが、表 3-3 は 93SNA の実質 GDP を対象に、オークン法則を推定した結果である<sup>(11)</sup>。

推定結果をみると、(2) 式に対応したケース (1) のオークン係数は -0.160 と、全期間を対象とした場合 (例えば表 3-2 のケース (5) では -0.107 であった) に比べ、絶対値で高い値となっており、また安定成長率は 2.0%程度であった。動学的な定式化による推定 (ケース (3), (5), (6) ではオークン係数はそれぞれ -0.186, -0.198, -0.236 とラグ次数を増やすほど絶対値で上昇する傾向が見られ、やや不安定な推定結果であった。

## 3. 2 ギャップ方式による推定

### 3. 2. 1 推定結果

実質 GDP と失業率の短期的変動の関係をオークン法則として捉え、(5), (6) 式にしたがった推定を行った結果が表 3-4 である。なお、表 3-4 に含まれるギャップの推計 (短期的変動幅の推計) では HP フィルターを利用しているが、これに加え、次式で与えられる二次トレンドを除去して計算した結果も含まれる。

$$y_t = a + b \times t + d \times t^2 + e \times dummy \quad (13)$$

ケース (1), (2) は (5) 式を直接推定したものであり、ケース (1) は HP フィルターを、ケース (2) は二次トレンドの除去を利用して短期的変動幅を推計している。(5) 式のオークン係数である  $\beta$  の推定結果は、ケース (1) では -5.56, ケース (2) では -3.42 と短期的変動幅の推計方法によってその水準は異なるが、いずれも負で有意な値が得られている。ケース (3) から (6) は、(6) 式の ADL モデルに沿って、ラグ次数を 1 ~ 4 に

表 3-4 GDP と失業率の短期的変動の関係（静学モデルと ADL モデル）－全期間－

ケース ラグ次数	(1) n=0	(2) n=0	(3) n=1	(4) n=1	(5) n=2	(6) n=4
GDP ギャップ	-5.5559 (-8.468)	-3.4171 (-5.666)	-1.7159 (-2.003)	-4.8986 (-5.736)	-1.7005 (-1.949)	-1.5736 (-1.687)
GDP ギャップ (1 期ラグ)			-1.3848 (-1.514)	4.5231 (5.230)	-1.6483 (-1.457)	-1.7209 (-1.505)
GDP ギャップ (2 期ラグ)					0.2936 (-0.317)	1.1452 (0.992)
失業率ギャップ (1 期ラグ)			0.6309 (12.732)	0.9600 (44.048)	0.6218 (8.857)	0.5897 (8.509)
失業率 ギャップ (2 期ラグ)					0.0193 (0.286)	0.0964 (1.192)
長期係数	-5.5559	-3.417	-8.4011	-9.4013	-8.5104	-7.3990
ギャップの推計方法	HP	二次トレンド	HP	二次トレンド	HP	HP
adj.R <sup>2</sup>	0.2564	0.1337	0.6240	0.9169	0.6229	0.6468
s.e.	0.1405	0.4010	0.1000	0.1244	0.1005	0.0974
サンプル数	209	209	208	208	207	205

(注 1) 被説明変数は失業率の短期変動幅である。

2) 括弧内は t 値である。

3) 使用したデータ期間は 1955 年第 1 四半期から 2007 年第 1 四半期である。  
ラグの採用等により推計期間はケースによって異なる。

4) (6) のケースでは 3, 4 期ラグの係数推定値は省略している。

設定して推定したものである。長期のオーケン係数をみると、ケース (3) では -8.40、ケース (5) では -8.51、ケース (6) では -7.40 とやや不安定であり、静学的な推計式を前提としたケース (1) に比べ絶対値でも大きな値が得られている。

### 3. 2. 2 構造変化の考慮

階差方式と同様に、全期間を三つの期間に区分し、構造変化を考慮した推計結果を示したものが表 3-5 である。ケース (1) から (3) は静学的な関係式である (8) 式を前提としたものである。ケース (1) では石油ショック以前のオーケン係数が -3.52 であるのに対し、石油ショック以降は -8.25 と大きく変化していることを示している。また、ケース (2) ではバブル経済崩壊前後では -4.31 から -9.50 と、同様に大きな変化があったことが示唆される。ケース (3) は二つのダミー変数を使用した結果であるが、これからオーケン係数が第一期間では -3.52、第二期間は -6.68、第三期間は



景気変動が失業率に及ぼす影響

表 3-5 GDP と失業率の短期的変動の関係（静学モデルと ADL モデル）—構造変化の分析—

ケース ラグ次数	(1) n=0	(2) n=0	(3) n=0	(4) n=1	(5) n=1	(6) n=1	(7) n=1
GDP ギャップ	- 3.5245 (- 4.176)	- 4.3149 (- 5.886)	- 3.5245 (- 4.188)			- 1.1040 (- 0.962)	- 1.2447 (- 1.307)
GDP ギャップ係数ダミー 1	- 4.7272 (- 3.672)		- 3.1556 (- 1.876)			- 1.3339 (- 0.778)	
GDP ギャップ係数ダミー 2		- 5.1890 (- 3.462)	- 2.8237 (- 1.447)				- 2.0949 (- 0.951)
GDP ギャップ（1 期ラグ）				- 4.1639 (- 5.064)	- 5.1562 (- 7.330)	- 1.5547 (- 1.259)	- 1.6074 (- 1.583)
GDP ギャップ（1 期ラグ）係数ダミー 1				- 4.6750 (- 3.859)		0.0782 (0.048)	
GDP ギャップ（1 期ラグ）係数ダミー 2					- 4.6553 (- 3.305)		0.8502 (0.362)
長期係数（前半）	- 3.5245	- 4.3149	- 3.5245	- 4.1639	- 5.1562	- 5.3926	- 6.9324
長期係数（後半）	- 8.2517	- 9.5039	- 9.5038	- 8.8389	- 9.812	- 11.441	- 12.082
adj.R <sup>2</sup>	0.2985	0.2937	0.3022	0.3733	0.3618	0.6292	0.6241
s.e.	0.1365	0.1369	0.1361	0.1292	0.1303	0.0994	0.1001
サンプル数	209	209	209	208	208	208	208

（注 1）被説明変数は失業率の短期変動幅である。

2）括弧内は t 値である。

3）使用したデータ期間は 1955 年第 1 四半期から 2007 年第 1 四半期である。

ラグの採用等により推計期間はケースによって異なる。

4）すべて HP フィルターにより短期変動を計算している。

5）ダミー 1 は 1974 年第 1 四半期以降を 1，ダミー 2 は 1991 年第 2 四半期以降を 1 とする

ダミー変数に関する推定値である。

－9.50 と次第に（絶対値で）上昇していることが確認される。

ケース（6）と（7）はラグ次数を 1 とした ADL モデルによる（9）式に沿った推計結果であり，ケース（1）と（2）の ADL モデル・バージョンである。ケース（6）では石油ショック前の長期のオーケン係数は－5.39，石油ショック後は－11.44 とケース（1）に比べ大きな変動を示している。同様に，ケース（7）ではバブル経済崩壊前後では－6.93 から－12.08 へと変化している。

### 3. 3 VAR モデルを用いた検証

次に，Blanchard（1989）による VAR モデルを用いた検証方法にしたがい，失業率と GDP の短期的変動を変数とした 2 変数 VAR モデルの推定を

行い、その残差を用いて (12) 式のパラメータ  $\alpha$  を求める。 $\alpha$  が負で有意であれば、オーケン法則が成立しているとみなすことができる。

表 3-6 はその結果を示したものである。表 3-6 のケース (1) から (3)

表 3-6 GDP と失業率の短期的変動の関係 (VAR モデル)

ケース ラグ次数	(1) 1	(2) 2	(3) 4
GDP ギャップ	-1.7159 (-2.013) <0.046>	-1.7005 (-1.969) <0.050>	-1.5736 (-1.721) <0.087>
adj.R <sup>2</sup>	0.0192	0.0184	0.0142
s.e.	0.0996	0.0995	0.0955
サンプル数	208	207	205

(注 1) 被説明変数は 2 変数 VAR モデルにおける失業率方程式の残差である。

2) ( ) 内は t 値, < > 内は p 値である。

3) 使用したデータ期間は 1955 年第 1 四半期から 2007 年第 1 四半期である。

4) ラグ次数は元の VAR モデルのラグである。

は, (11-1), (11-2) 式の VAR モデルのラグ

次数をそれぞれ 1, 2, 4 とした場合である。

ケース (1) をみると

$\alpha$  の推定値は -1.72 で

5% 有意となっており,

またケース (2) でも

-1.70 で有意な結果と

なっている。しかしながらケース (3) では  $\alpha$  の値が -1.57 とケース (1), (2) に比べやや絶対値で低下しており, さらに 5% 有意水準は満たされない結果となっている。

## 4. 年度データによる推定

### 4.1 階差法式による推定

1955 年度から 2006 年度までの年度ベースのデータを用いて, 階差方式によるオーケン法則の検証を行った結果が表 4-1 である。このうち, ケース (1) は (2) 式に対応するものであり, オーケン係数 ( $\beta$ ) は -0.029 であった。四半期データにおける  $\beta$  の推定値は -0.032 であったので, ほぼ同水準の結果が得られ, また安定成長率についても 6.1% 程度と, これも四半期データと同様な結果になっている。

この -0.029 という推定結果を先行研究と比較すると, Schnabel (2002)

による日本を対象とした実証研究における $-0.04$ という結果に近いものの、Moosa (1997) の $-0.23$ より絶対値で大きく下回り、また Lee (2000) の $-0.09$ よりも絶対値で小さな値となっている<sup>(12)</sup>。

ケース (2), (3) は第一次石油ショックとバブル経済崩壊の二つの構造変化を考慮に入れダミー変数で処理した結果である。ケース (2) では第一次石油ショック以前のオークン係数は $-0.019$ であったが、石油ショック後は $-0.064$ に絶対値で上昇している。また、ケース (3) の結果から、バブル経済崩壊前のオークン係数は $-0.023$ であったが、それ以降は $-0.112$ に絶対値で上昇している。時間とともにオークン係数の絶対値が上昇する傾向は四半期データと同様であった。

表 4-1 階差・増加率に基づくオークン係数の推定

ケース ラグ次数	(1) n=0	(2) n=0	(3) n=0	(4) n=1	(5) n=1	(6) n=1
定数項	0.1792 (3.235)	0.1062 (0.490)	0.1363 (1.635)	0.1631 (2.754)	0.3798 (1.466)	0.1703 (2.195)
ダミー 1		0.1528 (0.671)			-0.0643 (-0.239)	
ダミー 2			0.1539 (1.339)			0.2025 (1.846)
実質 GDP 変化率	-0.0294 (-3.341)	-0.0186 (-0.826)	-0.0225 (-1.992)	-0.0107 (-0.750)	-0.0199 (-0.930)	-0.0061 (-0.426)
係数期間ダミー 1		-0.0454 (-1.468)			-0.0177 (-0.597)	
係数期間ダミー 2			-0.0890 (-2.299)			-0.0910 (-2.610)
実質 GDP 変化率 (1 期ラグ)				-0.0167 (-1.075)	-0.0249 (-1.088)	-0.0202 (-1.342)
失業率の変化 (1 期ラグ)				0.2938 (2.077)	0.2267 (1.681)	0.2245 (1.745)
安定成長率 (前半)	6.099%	5.695%	6.049%	5.955%	8.490%	6.500%
安定成長率 (後半)	6.099%	4.045%	2.603%	5.955%	3.469%	1.929%
adj. R <sup>2</sup>	0.1689	0.1899	0.2213	0.2763	0.3758	0.4425
s.e.	0.2381	0.2350	0.2304	0.2226	0.2067	0.1954
サンプル数	51	51	51	50	50	50

(注 1) 被説明変数は失業率の変化分である。

2) 括弧内は t 値である。

3) 使用したデータ期間は 1955 年度から 2006 年度までの年度データである。

ラグの採用等により推計期間はケースによって異なる。

4) ダミー 1 は 1974 年以降を 1, ダミー 2 は 1992 年以降を 1 とするダミー変数に関する推定値である。

ケース（４）から（６）は、動学的な推定式である（３）式をもとに推計を行った結果である。全期間にわたる長期のオークン係数（ケース（４））は $-0.027$ と計算され、ケース（１）とほぼ同水準であった。また、ケース（５）から第一次石油ショック以前と以後は $-0.045$ から $-0.091$ に、またケース（６）からバブル経済崩壊前後では $-0.026$ から $-0.193$ へと大きく絶対値で上昇していることが示された。

#### 4. 2 ギャップ方式による推定

次にギャップ方式による推定結果を紹介する。表 4-2 は、四半期データと同様に HP フィルターを利用して、実質 GDP 及び失業率に関して短期的変動幅を推計し、（５）式もしくは ADL モデルである（６）式をもとに推定

表 4-2 GDP と失業率の短期的変動の関係（静学モデルと ADL モデル）

ケース ラグ次数	(1) n=0	(2) n=0	(3) n=0	(4) n=1	(5) n=1	(6) n=1
GDP ギャップ	-6.3515 (-4.599)	-1.8684 (-1.302)	-4.2109 (-3.415)	-4.9410 (-3.252)	-1.2851 (0.672)	-2.7904 (-1.853)
GDP ギャップ係数ダミー 1		-11.888 (-5.089)			-7.8760 (-2.921)	
GDP ギャップ係数ダミー 2			-16.652 (-4.842)			-11.587 (-3.397)
GDP ギャップ（１期ラグ）				0.2107 (0.123)	-1.1635 (-0.580)	-1.3706 (-0.843)
GDP ギャップ（１期ラグ）係数ダミー 1					-0.7982 (-0.288)	
GDP ギャップ（１期ラグ）係数ダミー 2						-0.6616 (-0.200)
長期係数（前半）	-6.3515	-1.8684	-4.2109	-12.700	-4.2621	-7.4064
長期係数（後半）	-6.3515	-13.756	-20.863	-12.700	-19.361	-29.207
adj.R <sup>2</sup>	0.2931	0.5250	0.5091	0.3733	0.6962	0.6968
s.e.	0.2392	0.1961	0.1993	0.1292	0.1581	0.1597
サンプル数	52	52	52	51	51	51

（注 1）被説明変数は失業率の変化分である。

2）括弧内は  $t$  値である。

3）使用したデータ期間は 1955 年度から 2006 年度までの年度データである。  
ラグの採用等により推計期間はケースによって異なる。

4）すべて HP フィルターにより短期変動を計算している。

5）ダミー 1 は 1974 年以降を 1、ダミー 2 は 1992 年以降を 1 とするダミー変数に関する推定値である。

を行った結果である。

ケース（１）は（５）式を直接推計した結果であり、オークン係数と解釈される $\beta$ は $-6.35$ と負で有意であった。この推定結果は四半期データをもとにした表 3-4 のケース（１）の $-5.56$ と比べ、絶対値で高い値であった。さらに、構造変化を考慮したダミー変数を用いて推計した結果、ケース（２）から第一次石油ショック以前は $-1.87$ であったが以降は $-13.75$ と大きく変動し、またケース（３）からバブル経済崩壊前後では $-4.21$ から $-20.86$ へとこれも大きく変化していることがみてとれる。四半期データを利用した場合にも、同様に構造変化前後でパラメータの推定値は大きく変化していたが、しかし年度データを利用した推計の方が変動幅は大きく、推定結果をみると四半期データを利用する場合に比べやや不安定であると考えられる。

ケース（４）から（６）はラグ次数を１とした ADL モデルを想定して推定を行った結果であるが、長期係数はラグ次数を 0 とするケース（１）から（３）に比べ相対的に絶対値で大きく、これもやや不安定な結果となっている。

#### 4.3 VAR モデルを用いた検証

表 4-3 GDP と失業率の短期的変動の関係（VAR モデル）

ケース ラグ次数	(1) 1	(2) 2	(3) 4
GDP ギャップ	-4.2839 (-4.555) <0.000>	-1.0876 (-0.888) <0.379>	-1.9161 (-1.945) <0.058>
adj.R <sup>2</sup>	0.2930	0.0158	0.0745
s.e.	0.2185	0.1824	0.1349
サンプル数	51	50	49

(注 1) 被説明変数は 2 変数 VAR モデルにおける失業率方程式の残差である。

2) ( ) 内は t 値、< > 内は p 値である。

3) 使用したデータ期間は 1955 年度から 2006 年度の年度データである。

4) ラグ次数は元の VAR モデルのラグである。

四半期データを用いて行ったのと同様に、VAR モデルを用いてオークン法則の検証を試みた結果が表 4-3 である。表 4-3 のケース（１）から（３）は、もとの VAR モデルのラグ次数をそれぞれ 1、

2, 4としたものである。

ケース(1)をみると(12)式のパラメータ $\alpha$ は-4.28と負で有意な値を得ている。但し、この値は四半期データを用いた場合の-1.72と比べ、絶対値で大きくなっている。ケース(2)では $\alpha$ の推定値は-1.09であったが有意ではなかった。一方、ケース(3)では-1.92と負で有意な値が得られ、四半期データにおけるラグ次数を3としたケース(3)の結果-1.57と同程度の水準の値となっている。

#### 4.4 生産関数を利用した推定

以上に加え、Prachowny (1993)に基づいた生産関数を前提とした推定結果を紹介する<sup>(14)</sup>。

##### 4.4.1 推定方法

$y$ をGDP,  $k$ を資本ストック,  $cu$ を資本ストックの稼働率,  $e$ を就業者数,  $h$ を労働時間指数,  $\tau$ を技術進歩率, また $s$ を労働力人口とする(すべて対数表示である)。一次同次のコップ・ダグラス型生産関数を仮定すると、生産関数は(14)式のように示すことができる。なお、 $\alpha$ は資本ストックへの分配率である。

$$y = \alpha(k + cu) + (1 - \alpha)(e + h) + \tau \quad (14)$$

但し、技術進歩率は(15)式のように表されたとする。 $time$ はタイムトレンドである。

$$\tau = \beta_0 + \beta_1 \times time \quad (15)$$

潜在変数(長期均衡変数)を\*で表すと、

$$y^* = \alpha(k^* + cu^*) + (1 - \alpha)(e^* + h^*) + \tau^* \quad (16)$$

となる。ここで技術進歩率に対する変動は供給面からのショックによるものと仮定し、また  $\tau = \tau^*$  として、(14) 式から (16) 式を引くと

$$(y - y^*) = \alpha(k - k^*) + \alpha(cu - cu^*) + (1 - \alpha)(e - e^*) + (1 - \alpha)(h - h^*) \quad (17)$$

となる。

次に、失業率を  $U$ 、労働力人口を  $S$ 、就業者数を  $E$  とすれば、失業率の定義から、

$$U = (S - E) / S = 1 - E / S$$

となり、これを対数表示して近似式で示すと

$$u = \log U = \log(1 - E / S) \approx e - s$$

となる。したがって、(17) 式は

$$\begin{aligned} (y - y^*) = & \alpha(k - k^*) + \alpha(cu - cu^*) + (1 - \alpha)(s - s^*) \\ & - (1 - \alpha)(u - u^*) + (1 - \alpha)(h - h^*) \end{aligned} \quad (18)$$

となる。これを変形すると、

$$u = -\lambda(y - y^*) + \lambda\alpha(k - k^*) + \lambda\alpha(cu - cu^*) + (h - h^*) + (s - s^*) + u^* \quad (19)$$

但し、 $\lambda = 1 / (1 - \alpha)$

が得られる。Prachowny (1993) を参考にすれば、(19) 式の階差方程式である (20) 式が推定すべき式となる。

$$\Delta u = -\lambda\Delta(y - y^*) + \lambda\alpha\Delta(k - k^*) + \lambda\alpha\Delta(cu - cu^*) + \Delta(h - h^*) + \Delta(s - s^*) + \Delta u^* \quad (20)$$

実証分析で確認すべきは、 $(y - y^*)$  のパラメータが有意な負の値であるかどうかである。これによって、他の要因をコントロールした上での失業率と

GDP との関係を確認できる。推定に関しては、 $\lambda$  と  $\alpha$  を明示的に示し、第1項から第3項までのパラメータを非線形推定により求めることとする。

#### 4. 4. 2 推定結果

上記の推定結果を示したものが表4-4である。分析対象期間は、生産関数の推定等に必要ながデータがそろった1971年度以降としている。

ケース（1）は全期間を対象として推定した結果である。これによると  $\lambda$  の値は-0.3552となり、負で有意であった。これから、オーケン法則が成立していることが確認された。なお、資本分配率である  $\alpha$  の値は0.3198とほぼ想定される範囲内の値であった。但し、有意な結果ではなかった。

ケース（2）は1991年までを0.1992年以降を1とするダミー変数を第1項（GDPの短期的変動）及び第2項（資本ストックの短期的変動）に係数ダミーとして加え、これを推計して構造変化の有無を確認したものである。 $\lambda$  の推定値は-0.3428とケース（1）とほぼ同じ値であり、またダミー変数をみると第1項、第2項のダミー変数とも有意ではなく、構造変化は棄却される結果となっている。

ケース（3）は前半期間（1970～1996年度）、ケース（4）は後半期間（1980～2006年度）

表4-4 生産関数を利用したGDPと失業率の関係

ケース 推定期間	(1) 1971-2006	(2) 1971-2006	(3) 1971-1996	(4) 1980-2006
$\lambda$	-0.3552 (-3.396)	-0.3428 (-2.784)	-0.2886 (-2.766)	0.4397 (-3.416)
$\alpha$	0.3198 (1.702)	0.3324 (1.562)	0.5402 (1.755)	0.1072 (0.837)
ダミー (GDP)		-0.0331 (-0.224)		
ダミー (K)		-0.0001 (-0.369)		
s.e.	0.0071	0.0073	0.0063	0.0066
サンプル数	36	36	26	27

(注1) 関数形に関しては本文参照のこと。

2) ( ) 内はt値である。

3) 使用したデータ期間は1955年度から2006年度の年度データである。

を分析対象として推計したものであるが、 $\lambda$  の推定値はケース（3）では-0.2886、ケース（4）では-0.4397と負で有意であるものの、後半期間の方が絶対値で大



きな値が得られている。

## おわりに

本稿は、失業率とアウトプットの変動に負の関係があるとするオークン法則を、わが国のデータを用いて推定したものである。オークン法則をどのように理解し、定式化するかという点に関しては階差方式とギャップ方式があることを示し、さらに VAR モデルや生産関数を用いた推定についても試みている。このタイプの推定はわが国では先行事例の少ないものであり、本稿の貢献と考える。

本稿の特徴のひとつは、オークン法則を四半期データと年度データという期種の異なる二つの長期データから推定を行い、結果の比較を行ったことである。大まかに述べれば、階差方式に関しては四半期データと年度データではおおむね同様な結果が得られたが、ギャップ方式に関しては四半期データを用いたほうが安定的であるとみられる。いずれにせよ、失業率と実質 GDP 成長率の間には有意に負の関係があることが改めて確認された。

石油ショック、バブル経済崩壊といった構造変化を考慮すると、オークン係数は階差方式、ギャップ方式いずれの推計にあっても絶対値で次第に上昇している。これは GDP の短期的な変動に対して失業率の変動が相対的に大きくなったことを示している。また、階差方式の推定にあっては、失業率を変化させない安定成長率は次第に低下しており、バブル経済崩壊以降ではおよそ 2～3% 程度となっていることも示された。

おり、失業率を少なくとも悪化させないためには 2% 程度の実質成長率が必要であることが示唆される。

また既に述べたように、ギャップ方式における推定では長期のオークン係数は構造変化を経るごとに、絶対値で大きくなっている。ただし、この方式

の推計では短期的な変動幅をどのように推計するかによって、結論が左右される可能性も否めない。HP フィルターを用いた場合と二次トレンドを考慮した場合には、四半期データを用いた結果から、オークン係数に 2.0 ポイント程度の差が生まれることからみても、ギャップ方式による推計の解釈については留意する必要があるだろう。

失業率の水準の高まりなど労働市場の急激な変化を受け、経済成長と失業率の関係は、近年になるほど弾力的なものになりつつある。今後、安定した労働市場環境を維持するためには、経済成長の安定化に今まで以上に留意する必要があると考えられる。

#### 《参考文献》

- 北浦修敏・原田泰・坂村素数・篠原哲 (2003), 「構造的失業とデフレーション・フィリップス・カーブ, UV 分析, オークン法則」, フィナンシャル・レビュー, 2003 年 January, 財務省財務総合政策研究所。
- 黒坂佳央・浜田宏一 (1984), 『マクロ経済学と日本経済』, 日本評論社。
- 黒坂佳央 (2002), 「オークン法則は成り立っているのか」, 日本労働研究雑誌, No. 501, 日本労働研究機構。
- 脇田成 (2005), 「労働市場の失われた 10 年: 労働分配率とオークン法則」, フィナンシャル・レビュー, 2005 年 August, 財務省財務総合政策研究所。
- Blanchard, Oliver, J. (1989), "A Traditional Interpretation of Macroeconomic Fluctuations," *American Economic Review*, Vol.79, pp.1146-1164.
- Blanchard, Oliver, J. and D. Quah (1989), "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbance," *American Economic Review*, Vol.79, pp.655-673.
- Hodrick, R.J., and E.C. Prescott (1997), "Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation," *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol.29, pp.1-16.
- Knotek, Edward S. II (2007), "How Useful is Okun's Law?," *Economic Review*, Federal Reserve Bank of Kansas City, Fourth Quarter, pp.73-103.
- Lee, Jim (2000), "The Robustness of Okun's Law: Evidence from OECD Countries," *Journal of Macroeconomics*, Vol.22, pp 331-356.
- Moosa, Imad A (1997), "A Cross-Country Comparison of Okun's Coefficient,"

- Journal of Comparative Economics, Vol.24, pp 335-356.
- Okun, Arthur M. (1962), "Potential GNP: Its Measurement and Significance," in Proceedings of the Business and Economics Statistics Section, American Statistical Association, pp.98-104.
- Prachowny, Martin F. J. (1993), "Okun's Law: Theoretical Foundations and Revised Estimates," Review of Economics and Statistics, Vol.75, pp 331-336.
- Schnabel, Gert (2002), "Output trends and Okun's law," BIS Working Papers, No 111, Bank for International Settlements.
- Weber, Christian E. (1995), "Cyclical Output, Cyclical Unemployment, and Okun's Coefficient: A New Approach," Journal of Applied Econometrics, vol.10, pp 435-45.

《注》

- (1) 68SNA データについては 1990 年実質基準の国内総生産データが 2000 年まで公表されている一方、93SNA データについては 2000 年基準（固定方式）の実質国内総生産のデータは 1994 年以降しか公表されていない。そのため、何らかの仮定を置いて両者を接続する必要がある。
- (2) 68SNA と 93SNA における GDP の概念調整は行っていない。現行の 93SNA（2000 年基準）の固定方式 GDP は 1994 年第 1 四半期以降しか公表されていない。なお、1995 年基準の GDP は 1980 年第 1 四半期まで遡及されているものの、近年のデータがないため使用していない。いずれにせよ、現在の 93SNA データが遡及推計されない限り、こうした接続を行うしか方法はないと考えられる。
- (3) 四半期の GDP 成長率は対前年同期比の増加率によって計算している。
- (4) なお、経済成長率の全期間の標準偏差は 4.0% であった。
- (5) 後述するように、実証分析では HP フィルターの他、二次トレンドを除去して短期変動分の推計も行っている。
- (6) 同じく失業率の全期間の標準偏差は 1.21% であった。
- (7) 対数の底は  $e$  とし、自然対数をとっている。
- (8) Weber (1995) を参考にした。
- (9) 第一期間の終期は第 7 循環の谷、また第二期間の終期は第 13 循環の谷に対応している。
- (10) Blanchard and Quah (1989) では実証分析の結果、供給面からの影響は見出せないとしている。
- (11) 既に述べたように、93SNA に対応する実質 GDP（2000 年基準の固定基準年

方式) は 1994 年第 1 四半期以降しか公表されていない。

- (12) Schnabel (2002) は 1962-2000 年, Moosa (1997) は 1960-95 年, また Lee (2000) は 1955-96 年を対象に推定したものである。
- (13) 第一次石油ショックについては 1974 年以降を 1, バブル経済崩壊では 1992 年以降を 1 とするダミー変数を用いている。
- (14) 生産関数の推定等においてさまざまなデータを使用するが, 四半期ベースでは長期にわたって入手できないものもあり, そのため年度データのみで推定を行った。